УДК 336.274:338.1:339.923

THE IMPACT OF PUBLIC EXTERNAL DEBT ON ECONOMIC GROWTH IN THE EURASIAN ECONOMIC UNION COUNTRIES

Bilimbek kyzy Begimai, Undergraduates Student <1950Y03004@manas.edu.kg>
Ganiev Junus, Assistant Professor, PhD <junus.ganiev@manas.edu.kg>
ORCID 0000-0001-8859-5464 Kyrgyzstan-Turkey Manas University

Abstract

This study provides econometric analysis based on theoretical and empirical studies on the impact of public external debt of the Eurasian Economic Union (EAEU) countries on economic growth. First, cross-sectional dependence is studied by a CD test developed by Pesaran (2004) using annual data from 1994-2020. Then, the CADF unit root test, developed by Pesaran (2007), one of the unit root tests that takes into account cross-sectional dependence, is used to verify that the series are stationary. The cointegration relationship between the variables is determined by the panel cointegration test Persyn, D. and Westerlund J. (2008).

Keywords: public external debt; EAEU; panel data analysis.

ЕВРАЗИЯ ЭКОНОМИКАЛЫК БИРИМДИГИ ӨЛКӨЛӨРҮНДӨ МАМЛЕКЕТТИК ТЫШКЫ КАРЫЗДЫН ЭКОНОМИКАЛЫК ӨСҮШКӨ ТИЙГИЗГЕН ТААСИРИ

Билимбек кызы Бегимай, магистрант <1950Y03004@manas.edu.kg>
Ганиев Жунус, доц. милдетин аткаруучу, PhD <junus.ganiev@manas.edu.kg> ORCID 0000-0001-8859-5464 Кыргыз-Түрк “Манас” университети

Кыскача мүнөздөмө

Бул изилдөөдө Евразия экономикалык биримдиги (ЕАЭБ) өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызынын экономикалык өсүшкө болгон таасирине теориялык жана эмпирикалык изилдөөлөрдүн негизинде эконометрикалык анализдер жүргүзүлөт. Алгач, кросс-секциялык көз карандылык 1994-2020-жылдардын жылдык маалыматтарын колдонуу аркылуу Pesaran (2004) тарабынан иштелип чыккан CD тести менен изилденет. Андан кийин, кросс-секциялык көз карандылыкты эске алган бирдик тамыр тесттеринин бири болгон Pesaran (2007) тарабынан иштелип чыккан CADF бирдик тамыр тести менен катарлардын стационардуу экендиги текшерилет. Өзгөрмөлөрдүн ортосундагы коинтеграция байланышы Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) панелдик коинтеграция тести менен аныкталат.

Негизги сөздөр: мамлекеттик тышкы карыз; ЕАЭБ; панелдик маалыматтарды талдоо.

ВЛИЯНИЕ ГОСУДАРСТВЕННОГО ВНЕШНЕГО ДОЛГА НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ В СТРАНАХ ЕВРАЗИЙСКОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОЮЗА

Билимбек кызы Бегимай, магистрант <1950Y03004@manas.edu.kg>
Ганиев Жунус, и.о. доц. PhD <junus.ganiev@manas.edu.kg>
ORCID 0000-0001-8859-5464 Кыргызско-Турецкий университет «Манас»

Аннотация

В данном исследовании проводится эконометрический анализ, основанный на теоретических и эмпирических исследованиях влияния государственного внешнего долга стран Евразийского экономического союза (ЕАЭС) на экономический рост. Во-первых, перекрестная зависимость изучается с помощью теста CD, разработанного Pesaran (2004) с

использованием годовых данных за 1994-2020 гг. Затем тест на единичный корень CADF, разработанный Песараном (2007), один из тестов на единичный корень, учитывающий зависимость поперечного сечения, используется для проверки стационарности ряда. Отношения коинтеграции между переменными определяются панельным коинтеграционным тестом Persyn D. and Westerlund J. (2008).

Ключевые слова: государственный внешний долг; ЕАЭС; анализ панельных данных.

1. Кириш

Өнүгүп келе жаткан өлкөлөр өз чыгашаларын канааттандыруу үчүн ички кирешелерин адекваттуу түрдө тарта алышпайт, ошондуктан бюджеттин тартыштыгын каржылоо үчүн карызга кайрылышат. Тышкы карыз экономикалык системанын көптөгөн элементтерине (мисалы, инфляциянын деңгээли, мамлекеттик бюджеттин түзүлүшү, акча рыногу, жарандардын жана бүтүндөй өлкөнүн ички жана тышкы аманаттары, чет өлкөлүк инвестициялар ж.б.) түз жана кыйыр таасирин тийгизет. Мамлекеттик тышкы карыз мамлекеттик чыгашалар аркылуу ички керектөөгө жана инвестицияларга таасир этүү аркылуу жалпы өндүрүшкө жана жумуштуулукка салым кошоору күтүлүүдө. Айрыкча инфраструктуралык инвестиция үчүн колдонулса, өлкөнүн инвестициялык потенциалын жогорулатуу менен экономикалык өнүгүүгө чоң салым кошот. Экинчи жагынан, тышкы карызды төгүү мезгилинде мамлекеттик бюджеттен тышкы карызды тейлөөгө олуттуу ресурстар бөлүнөт, бул бюджеттин тартыштыгынын өсүшүнө жана экономикага керек болгон ар кандай тармактарга которулуучу мамлекеттик ресурстардын азаюусуна алып келет.

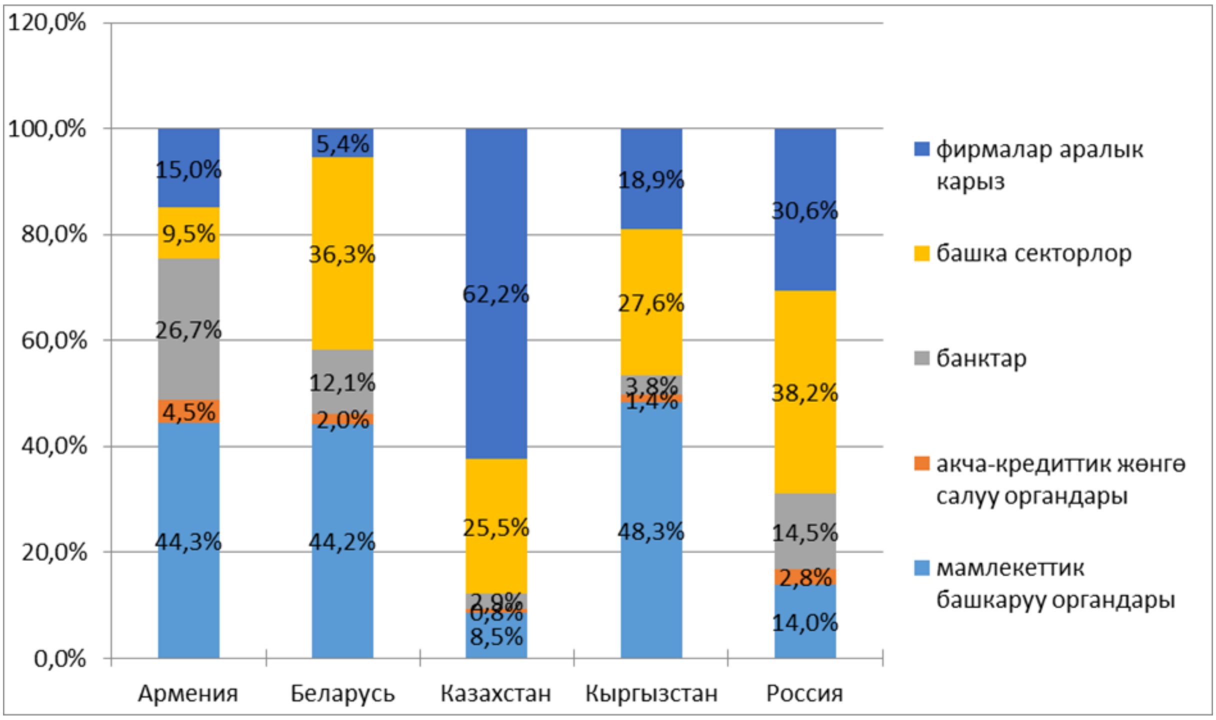
Бул изилдөөдө Евразия экономикалык биримдиги (ЕАЭБ) өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызынын экономикалык өсүшкө болгон таасирине теориялык жана эмпирикалык изилдөөлөрдүн негизинде эконометрикалык анализдер жүргүзүлөт.

2015-жылдын январь айынан баштап иштеп баштаган ЕАЭБ бирдиктүү экономикалык мейкиндиктен бажы биримдигине чейинки экономикалык кызматташуунун маанилүү этаптарын басып өтүп, беш өлкөнүн: Россия, Беларусия, Казакстан, Кыргызстан, Армениянын интеграциялык биримдигине айланды. Өлкөлөрдүн экономикаларынын интеграциясы үчүн негиз мурда бирдиктүү мамлекеттин курамында болгон өлкөлөр тарабынан мурда түзүлгөн адистештирүү жана кооперативдик байланыштар менен объективдүү белгиленген ассоциациянын алкагында тышкы соода байланыштарын өнүктүрүү зарылчылыгы менен шартталган. ЕАЭБ өлкөлөрү дүйнө калкынын 2,4%, ал эми ИДПсы дуйнөлүк ИДП структурасында 3,2% түзөт. 2020-жылы ЕАЭБтин үчүнчү өлкөлөр менен товарларынын тышкы соодасынын көлөмү – 731,1 млрд. АКШ долл. түздү [1].

Ал эми тышкы карыз тууралуу кыскача айтып кетсек, жалпысынан ЕАЭБ боюнча тышкы карыз 2021-жылдын 1-январына карата 2020-жылдын 1-январына салыштырмалуу 2,3%га же 16 млрд АКШ долларына азайды. Мында тышкы карыздын азайышы Россияда гана (4,8%га) байкалган. Башка мүчө мамлекеттерде тышкы карыз: Арменияда – 4,8%, Беларусияда – 3,5%, Казакстанда – 3,0%, Кыргызстанда – 3,2% көбөйгөн.

Сүрөт 1ден тышкы карыздын түзүмү ЕАЭБге мүчө мамлекеттерде ар кандай болгону көрүнүп турат. 2021-жылдын 1-январына карата Казакстанда – тике инвестиция боюнча карыз (фирмалар аралык кредиттөө), Россияда – башка секторлордун карызы, Арменияда, Беларусияда жана Кыргызстанда мамлекеттик карыз үстөмдүк кылат [2].

Таблица 1ге көңүл бурсак, ИДПга карата мамлекеттик тышкы карыз 2021-жылдын 1-январына карата Россия жана Казакстанда абдан төмөн мааниге ээ, Армения жана Беларуссияда салыштырмалуу олутту көлөмдү түзгөн. Ал эми Кыргызстанда болсо бул көрсөткүч чектен ашкандыгы көрүнүп турат. Анткени Евразия экономикалык бирлиги жөнүндө келишимдин 63-беренесине ылайык, мүчө мамлекеттердин мамлекеттик башкаруу секторунун карызы – ИДПнын 50% ашпашы керек [3].



Сүрөт 1. ЕАЭБ өлкөлөрүнүн тышкы карыз структурасы 2020-жылдын аягына карата (%)

Булак: ЕЭК, Статистика департаменти, «Евразия экономикалык биримдигинин тышкы карызы тууралуу», ыкчам маалымат (23.04.2021).

Таблица 1. ИДПга карата мамлекеттик тышкы карыз, % менен

	2021-жылдын 1-январына карата	Маалымат катарында: 2020-ж. 1-январына карата
ЕАЭБ	**6,2**	**5,6**
Армения	45,4	39,6
Беларусь	31,1	26,6
Казаксатан	8,2	6,8
Кыргызстан	54,8	43,4
Россия	4,4	4,1

Булак: ЕЭК, статистика департаменти: 2021-жылдын 1-январына карата Евразия экономикалык биримдиктин тышкы карызы тууралуу ыкчам-маалымат 23 апрель 2021ж.

Бул макаланын экинчи бөлүмү изилдөө темасына тиешелүү эмпирикалык адабияттарга арналган. Үчүнчү бөлүмдө болсо моделдердин түзүлүшү жана колдонулган маалыматтар орун алган. Изилдөөдө колдонулган ар бир тесттерге тиешелүү курулган гипотезалар жөнүндө маалымат берилген. Төртүнчү бөлүмдө болсо тесттердин жыйынтыктары орун алган. Ошондой эле алардын чечмелениши жана божомолдуу себептери чагылдырылган. Акыркы, бешинчи бөлүм жыйынтыктоочу бөлүм болуп эсептелип, өзүнө жалпы жыйынтыкты жана сунуштарды камтыйт.

2. Эмпирикалык адабият

Тышкы карыз менен экономикалык өсүштүн ортосундагы байланыш экономика тармагында көп жылдардан бери ар кандай изилдөөлөрдө талданат, алар экономикасы ар кандай типтүү өлкөлөрдө карыз жүгүнүн экономикалык өсүшкө тийгизген таасирин аныктоого багытталган [4]. Неоклассикалык өсүш теориясы өлкөнүн карызы менен анын экономикалык абалынын ортосунда түз байланыш бар экенин ырастайт. Теория

макроэкономикалык өзгөрмөлөрдүн туруктуулугу жана инвестицияны стимулдаган саясат бар жерде кирешелүү инвестициялар үчүн пайдаланылган карыздык каражаттар өндүрүшкө жагымдуу таасир тийгизиши керек, бул карызды тез тейлөөгө мүмкүндүк берет деп ырастаган. Бирок, эгерде карыз оптималдуу пайдаланылбаса, өндүрүмдүү инвестиция үчүн болгон ресурстар карызды тейлөө түйшүгүнөн улам азаят.

Карыз менен өсүштүн ортосундагы байланышты түшүндүргөн дагы бир маанилүү теория карыздын жана жалпы кирешенин өсүү теориясы болуп саналат, ал өлкөнүн өндүрүмдүү инвестицияларды каржылоо үчүн ички аманаттарды алмаштыруучу тышкы карыз алуунун артыкчылыгын жактаган. Бирок, бул теориянын көйгөйү, ички аманаттар жана инвестициялар бизнес циклдан сүрүлүп чыгып калышы мүмкүн. Карыздын жана өсүштүн теориясы өлкө карызынын өлчөмүн экономикалык өсүш үчүн карыз алуунун чыгашалары жана пайдалары менен кароо керек деп эсептейт.

Теориянын ырастоосунда, өлкөнүн кошумча карызды тейлөө боюнча милдеттенмелерди алуу мүмкүнчүлүгү мындай карыз алуунун экономикалык көрсөткүчтөргө кошкон салымы менен бирге каралышы керек деп эсептейт [5].

Бул изилдөөдө ЕАЭБ өлкөлөрүндөгү тышкы карыз менен экономикалык өсүштүн ортосундагы байланыш каралат. Бул биримдикке мүчө болгон өлкөлөрдүн (Россиядан тышкары) азыркы түзүлүшүн караганыбызда саясий дагы, социалдык-экономикалык дагы институттук инфраструктуралардын жетиштүү деңгээлде эмес экени байкалат [6]. Ошондуктан, бул изилдөөнүн негизин түзө турган адабият изилдөөлөрү көбүнчө өнүгүп келе жаткан өлкөлөрдө бул темага тиешелүү изилдөөлөрдөн турат (табл. 2).

Таблица 2. Эмпирикалык адабият

Автор(лор) / Өлкө(лөр)/ Мезгил аралыгы	Методдор	Өзгөрмөлөр	Жыйынтыктар
Shkolnik I., Koilo V. (2018). Өнүгүп келе жаткан экономикалар (2006-2016).	ADL модели жана корреляция-лык анализ	ИДПнын өсүүсү, калктын өсүүсү, инвестициялык темптин өсүүсү, адам башына ИДПнын өсүү темпи; расмий алмашуу курсу, жумушсуздук / жалпы эмгек күчү, экспорттун жана импорттун жарым суммасы/ИДПга, жалпы резервдер / ИДПга (баары log) карыз жүгүн өлчөөчү өзгөрмөлөр: тышкы карыз / ИДПга, карызды тейлөөнүн экспорттук коэффициенти.	Өнүгүп келе жаткан өлкөлөрдө тышкы карыздын жогорку деңгээли макроэкономикалык туруксуздук менен бирге экономикалык өсүшкө тоскоол болоорун аныкташкан. Регрессиялык модель ошондой эле тышкы карыздын экономикалык өсүшкө маргиналдык таасири терс мүнөзгө ээ болгон өнүгүп келе жаткан экономикалар үчүн карыз жүгүнүн критикалык деңгээли бар экендигин көрсөттү.
Benjamin Ighodalo Ehikioya ж.б. (2020) 43 Африка өлкөлөрү (2001-2018).	Johansen Cointegration test and (sysGMM).	Тышкы карыз, экономикалык өсүш, сооданын ачыктыгы, пайыздык чен, инфляциянын деңгээли, мамлекеттик инвестициялар жана	Белгилүү бир кубаттуулуктан тышкары, кыска мөөнөттүү кирешелер узак мөөнөттүү келечекте тең салмактуулукка жакындайт жана тышкы карыз Африканын экономикалык

		адамдык капиталды өнүктүрүү (HCD).	өсүшүнө начарлоочу таасирин тийгизе баштайт.
Pattillo ж.б. (2002) 93 өлкө (1969-1998).	Панелдик маалыматтарды талдоо.	Тышкы карыз жана экономикалык өсүү.	35%-40% карыз чегинен ашып кеткен тышкы карыздын көлөмү өсүшкө терс таасирин тийгизүүдө.
Junus Ganiev, ж.б. (2020). Кыргызстан (2000Q1-2017Q3)	ARDL баалоо ыкмасы.	Учурдагы трансферттер, тышкы карыз, тике чет элдик инвестициялар жана ИДП.	Өлкөнүн экономикасы негизинен тышкы каржылоо булактарынан көз каранды экендиги, алар узак мөөнөттүү көз караштан алганда эффективдүү эмес экендиги жана ТЧИ экономикага олуттуу салым кошо албастыгы аныкталган. Талдоо көрсөткөндөй, узак мөөнөттүү келечекте өкмөт тышкы карызга жана учурдагы трансферттерге караганда ТЧИге көбүрөөк көңүл бурушу керек.
Dimitrios A. ж.б. (2020) 14 Азия өлкөлөрү (1980-2012).	Ассимметриялык панель ARDL методу.	Реалдуу ИДП, мамлекеттик карыз, орточо окуу жылдары, соода ачыктыгы, инвестициялардын коэффициенти (логдо).	Мамлекеттик карыздын көбөйүшү кыска мөөнөттүү жана узак мөөнөттүү келечекте экономикалык өсүш менен терс байланышта.
Костромичева Э.В. ж.б. (2019). Беларусь (2006-2018).	Регрессиондук анализ.	Мамлекеттик тышкы карыз /ИДП, ИДП өсүү темпи (долл.), алтынвалюталык резервдер/ИДП, МТК/ИДП(t-1).	Көз каранды өзгөрмө менен моделде каралган факторлор арасында күчтүү байланыш бар (R=0,984); моделдин баардык параметрлери статистикалык жактан маанилүү; ИДПнын өсүү темпи (долл.), калган өзгөрмөлөрдүн мааниси туруктуу болгон учурда, 1 %га көбөйүшү МТК/ИДП деңгээлинин 0,121 ге төмөндөшүнө алып келет
Шаршенкадырова А., Байгонушова Д. (2020) Кыргызстан (2000Q1-2017Q4)	Грейнджер себептүүлүк тести.	ИДП, экспорттун ИДПга болгон катышы, мамлекеттик тышкы карыздын. ИДПга болгон катышы, негизги капиталга болгон инвестициянын ИДПга болгон катышы.	Тышкы карыз менен Кыргызстандын экономикалык өсүүсү арасында түз байланыш табылган жок. Анткен менен тышкы карыздардын экспортко таасири, жана да экспорттун өсүүгө таасири бар экендиги көрүнгөн.
Ekrem Gül ж.б. (2011)	LLC жана IPS Panel Unit Root	Тышкы карызды тейлөө, ИДП өсүү темпи.	Тышкы карыздан узак мөөнөттүү келечекте өсүүгө карай бир тараптуу

Азербайжан, Казакстан, Кыргызстан, Өзбекстан, Тажикстан, Түркмөнстан, Түркия (1994-2010).	Tests; Pedroni Коинтеграция тести жана Panel Granger Causality Test колдонулат.		себептүүлүк аныкталган. Кыска мөөнөттө ушундай эле натыйжага жетише албашын Түрк Республикалары эгемендүүлүккө ээ болгондон кийин карыздын күчөшү менен түшүндүрүлөт.

Булак: Авторлор тарабынан түзүлгөн.

Адабияттарды изилдөөдө тышкы мамлекеттик карыз менен ЕАЭБдин экономикалык өсүшүнүн өз ара байланышы боюнча изилдөөлөр табылбагандыктан, бул эконометрикалык талдоо биримдиктин ар бир мүчө-мамлекетинин өз алдынча, ошондой эле башка өнүгүп келе жаткан мамлекеттердин мурунку изилдөөлөрүнө негизделген. 2-таблицада келтирилген адабияттардын корутундусунан айкын көрүнүп тургандай, изилдөөлөрдүн көбү экономикалык өсүштүн төмөндөшүнө алып келет. Бирок, кээ бир изилдөөлөрдүн жыйынтыгы боюнча мамлекетик тышшкы карыз – экономикалык өсүү мамилелери маанисиз деп аныкталган [4; 5; 7; 8; 9; 10; 11; 12].

3. Моделдин түзүлүшү жана колдонулган маалыматтар

Бул изилдөөдө ЕАЭБ өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызы менен экономикалык өсүштүн ортосундагы байланышты ачуу үчүн жакында иштелип чыккан динамикалык панелдик маалыматтарды талдоо ыкмасы колдонулат: биринчиден, 1994-2020-жылдардын жылдык маалыматтарын колдонуу аркылуу Pesaran (2004) [13] тарабынан иштелип чыккан CD тести менен кросс-секциялык көз карандылыгы изилденет; андан кийин кросс-секциялык көз карандылыкты эске алган, Pesaran (2007) [14] тарабынан иштелип чыккан CADF бирдик тамыр тести менен каталардын стационардуулугу текшерилет. Өзгөрмөлөрдүн коинтеграцияланган же жокпу талдоо үчүн Persyn, D. жана J. Westerlund. (2008) [15] панелдик коинтеграция тести колдонулат. Бул тестти тандоо, панелдик маалыматтарда коинтеграция жок деген нөл гипотеза үчүн өтө жөнөкөй экендиги менен түшүндүрүлөт. Ар кандай бирдиктер үчүн ар кандай мезгилде жеткиликтүү болгон, туруктуу жана коинтеграцияланган регрессия тенденциясындагы гетероскедатикалык жана ырааттуу байланышкан каталарды, конкреттүү бирдиктер үчүн убакыт тенденцияларын, кросс-секциялык көз карандылыкты жана билинбеген структуралык ажырымдарды эсепке алгандай бул тест жетиштүү деңгээлде жалпы болуп эсептелет. Ушул сыяктуу артыкчылыктары үчүн бул ыкмалар тандалып алынган. Анализден ала турган жыйынтыктарга ылайык, ЕАЭБ өлкөлөрүндө мамлекеттик тышкы карыз менен экономикалык өсүштүн ортосундагы карым-катнаштар чечмеленет. Изилдөөдө колдонулган маалыматтар Дүйнөлүк банкынын маалымат базасынан алынган. Стандарттык панелдик маалымат моделинин негизинде төмөнкүдөй модел курулду:

$$GDP_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}\, DEBT_{i,t} + \lambda_{i,t}\, DSERVICE_{i,t} + \mu_{i,t} \qquad (1)$$

Бул жерде GDP – экономикалык өсүш (көз каранды өзгөрмө);

$DEBT$ – мамлекеттик тышкы карыз;

$DSERVICE$ – мамлекеттик тышкы карызды тейлөө;

i=1,2,…,N - кесилиш бирдиги (өлкө саны), t=1,2,…,T - убакыт аралыгы; α_i – убакыттан көз карандысыз жеке параметр жана $\mu_{i,t}$ – ката термининин коэффициенти.

Изилдөөдө, панелдик маалыматтарды моделдөөдө маанилүү болгондугуна байланыштуу, биринчи кезекте, кесилиш көз карандылык тести жүргүзүлөт.

3.1. Кросс-секциялык көз карандылык тести

Панелдик маалыматтарды талдоо моделдеринде байкоолор көбүнчө *кросс-секциялык көз карандысыз* деп болжолдонот. Бирок, кросс-секциялык маалыматтардын убакыт сериялары менен бирге колдонулган панелдик маалыматтар моделдеринде кросс-секциялык көз

карандылыктын мүмкүнчүлүгү бар болгондуктан, бул божомолдун негиздүүлүгү текшерилиши керек. Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) белгилегендей, ар кандай топтордун ортосунда кросс-секциялык көз карандысыздык божомолу, адатта, күчтүү экономикалык байланыштары бар макроэкономикалык же финансылык маалыматтарды талдоодо туура эмес. Ар кандай топтордун ортосундагы кросс-секциялык көз карандылык жалпы шоктордон, жайылуучу таасирлерден жана кээ бир байкалбаган факторлордон улам келип чыгат. Панелдик маалыматтар моделдерин баалоодо кросс-секциялык көз карандылыкты этибарга алуу баа берүүнүн жыйынтыктарынын ишенимдүүлүгүнө жана натыйжалуулугуна тоскол болушу мүмкүн. Ошондуктан, анализди баштоодон мурун, өзгөрмөлөр ортосундагы кросс-секциялык көз карандылык маселесин текшерүү керек. Адабиятта бирден ашык кросс-секциялык көз карандылыкты талдоо жүргүзгөн тесттер бар. Бирок, биздин изилдөөдө Breusch-Pagan (1980) [16] LM тестин жакшыртылган альтернативдүү тести болуп эсептелген, Pesaran (2004) тарабынан иштелип чыккан CD тестин колдонобуз.

Pesaran (2004) тест статистикасы төмөнкүчө эсептелет:

$$CDLM = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}LM} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij} \rightarrow N(0,1) \tag{2}$$

Кросс-секциялык көз карандылык үчүн альтернативалуу жана нөлдүк гипотеза төмөнкүдөй болот:

H_0: $\rho_{ij}=\rho_{ji}=cor(\mu_{it}, \mu_{jt})=0$ $i \neq j$ үчүн - Кросс-секциялык көз карандылык жок

H_1: $\rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0$ $i \neq j$ үчүн - Кросс-секциялык көз карандылык бар

Бул жердеги ρ_{ij} коэффициенти моделдин калдыктарынан алынган корреляция коэффициенттери. Pesaran (2004) CD тести эки багыттуу корреляция коэффициенттеринин орточо маанисин, ADF регрессияларынын калдыктарынан алат.

Эгерде тесттен алынуучу *prob* маанилери 0,05тен аз болсо, нөлдүк гипотеза 5% маанилик деңгээлинде четке кагылышы мүмкүн жана панелди түзгөн бирдиктердин ортосунда кросс-секциялык көз карандылык бар деген чечим кабыл алынат.

3.2. CADF панел бирдик тамыр тести

Бул изилдөөдө колдонулган кросс-секциялык көз карандылык тестинин натыйжалары эске алынганда, изилдөөнүн предмети болгон катарларда, тагыраак айтканда бирдиктер (ЕАЭБ өлкөлөрү) ортосунда кросс-секциялык көз карандылык бар экени аныкталды. Ушул себептен улам, катарлар стационардуу болуп болбогондугу кросс-секциялык көз карандылыкты эске алган, Pesaran (2007) тарабынан изилденген (Cross-Sectional Augmented Dickey Fuller) CADF тести жардамы менен текшерилет.

CADF тести негизинен жеке катарлардын биринчи айырмачылыктары жана кечигүү деңгээлинин кросс-секциялык орточо көрсөткүчтөрү аркылуу ADF регрессиясынын кеңейтилген версиясы болуп саналат. Бул тесттин маанилүү артыкчылыгы ар бир өлкөгө таандык CADF тест статистикасы менен өлкөлөргө таандык катарлардын стационардуулугун текшерүү жана өлкөнүн орточо көрсөткүчтөрүн алуу менен алынган CIPS статистикасы менен панелдин жалпысынан стационардуулугун текшерүү болуп эсептелет. N өлкө санын, T убакыт өлчөмүн көрсөтөт, CADF бирдик тамыр тест T > N жана N > T болгон учурларда ырааттуу натыйжаларды берет (Pesaran 2007). CADF тест статистикасын эсептөө процесси кыскача төмөнкүчө чагылдырууга болот:

$$Y_{i,t} = (1 - \emptyset_i)\mu_i + \emptyset_i y_{i,t-1} + u_{i,t} \qquad i = 1,2, \ldots, N \text{ жана } t = 1,2, \ldots, T \tag{3}$$

мында y_{it} баштапкы мааниси чектелген орточо жана дисперсиясы бар берилген тыгыздык функциясына ээ, ал эми u_{it} ката термини жалгыз фактордук структурага ээ:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

мында f_t - байкалбаган жалпы эффект, ал эми ε - бул индивидуалдык (идиосинкратикалык) ката термини. Акыркы эки теңдемени төмөнкүдөй деп жазуу ыңгайлуу:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \qquad i = 1,2, \ldots, N \text{ жана } t = 1,2, \ldots, T \tag{5}$$

мында $\alpha i = (1 - \phi i)\ \mu i$, $\beta i = - (1 - \phi i)$ жана $\Delta yit = yit - yi, t - 1$. Демек, $\phi_i = 1$ болгондо, CADF тестинин нөл жана альтернативалуу гипотезалары төмөнкүдөй болот:

$H_0 : \beta_i = 0$ “Бардык i (бирдиктер) үчүн катардын бирдик тамыры бар.”

$H_1 : \beta_i < 0$ “(i=1, …, N_1, $\beta_i = 0$, $i = N_1 + 2, \ldots, N$) катар стационардуу.”

Изилдөөгө киргизилген ар бир кесилиш (өлкө) үчүн CADF тестинин статистикасын эсептеп чыккандан кийин, CIPS статистикалык маанисин төмөнкү теңдемеде көрсөтүлгөндөй, бүт панелдин стационардык абалын текшерүү үчүн бул статистиканын орточо маанисин эсептөөгө болот:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1} CADF_i \tag{6}$$

Акыркы эки теңдемелерде эсептелген CADF жана CIPS тест статистикалык маанилери Pesaran (2007) изилдөөсүндөгү критикалык таблицадагы маанилерден абсолюттук мааниде чоң болсо, нөлдүк гипотеза четке кагылып, катар стационардуу деген чечим чыгарылат.

3.3. Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) коинтеграция тести

Өзгөрмөлөрдүн стационардык деңгээлдерин аныктагандан кийин, кийинки кадам өзгөрмөлөрдүн ортосунда олуттуу узак мөөнөттүү байланыштын бар же жок экендигин аныктоо болуп саналат. Бул жагынан алганда, узак мөөнөттүү байланыш (коинтеграция) тесттери да, стационардык анализ тесттериндей эле биринчи муун (кесилиштин көз карандысыздыгын эске алган) (Johansen, 1988 [17]; Kao, 1999 [18]; Pedroni, 2004 [19]) жана экинчи муундагы (кесилиштин көз карандылыгын эске алган) (Westerlund жана Edgerton, 2007 [20]; Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) ж.б. тесттер деп эки топко бөлүнөт. Бул изилдөөдө Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) тарабынан адабиятка алып келинген экинчи муундагы коинтеграция тестти колдонулган. Бул тесттин иштөө этаптары кыскача төмөнкүчө чагылдырууга болот.

Панелдик коинтеграция тести адегенде тесттин статистикасын эсептөө үчүн төмөнкү теңдемеде берилген моделди баалайт:

$$\Delta\tilde{y}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \hat{\delta}_i d_t - \hat{\lambda}_i' x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\alpha}_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} - \sum_{j=0}^{\rho_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \tag{7}$$

$$\tilde{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \hat{\delta}_i' d_t - \hat{\lambda}_i' x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{\rho_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta Y_{i,t-j} - \sum_{j=0}^{\rho_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \tag{8}$$

Андан кийин жалпы панел үчүн катаны оңдоо коэффициенти жана бул коэффициенттин стандарттык четтөөсү эсептелет:

$$\alpha_i = \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \left(\tilde{Y}_{i,t-1}\right)^2\right]^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \frac{1}{\alpha_i(1)} \tilde{Y}_{i,t-1} \Delta\tilde{Y}_{i,t} \tag{9}$$

$$S.E(a_i) = \left[(\bar{S}_N)^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} \left(\tilde{Y}_{i,t-1}\right)^2\right]^{\frac{1}{2}} \tag{10}$$

Бул кадамдардан кийин панелдик коинтеграция статистикасы 13-теңдемеде көрсөтүлгөндөй эсептелет:

$$P_t = \frac{a}{S.E(a)} \sim N(0,1)$$
$$P_a = T_a \sim N(0,1) \tag{11}$$

Эсептелген панелдик статистика үчүн нөлдүк гипотеза жана альтернативалуу гипотеза төмөндөгүдөй чагылдырууга болот:

$H_0 : \alpha_i = 0$ коинтеграциялык байланыш жок.

H_1 :жок дегенде бир i үчүн $\alpha_i < 0$ коинтеграциялык байланыш бар.

4. Моделдин жыйынтыктары жана чечмелениши

4.1. Кросс-секциялык көз карандылыкты текшерүү

Eviews 10 программасында аткарылган Кросс-секциялык көз карандылык тестинин жыйынтыктары 3-таблицада келтирилген. Убакыт өлчөмү (T=27) бөлүмдөрдүн өлчөмүнөн (N=5) чоң болгондукта Pesaran CD T>N, Breusch-Pagan LM жана Pesaran Scaled LM T>N болгондо колдонулушу мүмкүн. Baltagi ж.б. (2012) [21] Bias-corrected Scaled LM тести T>N же N>T болгондо колдонулат.

Таблица 3. ЕАЭБ үчүн Кросс-секциялык көз карандылык тестинин натыйжалары

CD тести	LGDP		LDEBT		LDSERVICE	
	CD стат.	Prob.	CD стат.	Prob.	CD стат.	Prob.
Breusch-Pagan LM	254.9995	0.0000	186.1836	0.0000	140.8563	0.0000
Pesaran scaled LM	54.78356	0.0000	39.39586	0.0000	29.26036	0.0000
Pesaran CD	54.68741	0.0000	39.2997	0.0000	29.16421	0.0000
Baltagi ж.б. Bias-corrected Scaled LM	15.96714	0.0000	13.57829	0.0000	11.69923	0.0000

Бул жерде Pesaran CD T>N, Breusch-Pagan LM жана Pesaran Scaled LM T>N болгон учурларда колдонулушу мүмкүн болгондуктан, бул тесттин натыйжасы боюнча ЕАЭБ өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызы менен экономикалык өсүш катарларынын ортосунда кросс-секциялык көз карандылык бар деген жыйынтыкка келебиз. Демек, катарлардын ортосунда кросс-секциялык көз карандылык болгон учурларда экинчи муундагы бирдик тамыр анализдери колдонулат. Негизи панелдин кросс-секциялык көз карандылык бар деген жыйынтык алган учурда панелдик коинтеграция жана себептүүлүк тесттеринин экинчи муунда болушу талап кылынат.

4.2. CADF бирдик тамыр тестинин натыйжалары

Эгерде катарларда Кросс-секциялык көз карандылык маселеси бар болсо, өзгөрмөлөргө колдонула турган бирдик тамыр тести экинчи муундагы бирдик тамыр тести болушу керек. Ошентип, колдонула турган бирдик тамыр тестинен ишенимдүү жана ырааттуу натыйжалар алынат.

GAUSS программасында аткарылган CADF бирдик тамыр тестинин *туруктуу модел* божомолунун натыйжалары 4-таблицада көрсөтүлгөн. Сыноолордо колдонулган оптималдуу лаг узундуктары Shwarz маалымат критерийине ылайык аныкталган.

Таблица 4. CADF бирдик тамыр тестинин натыйжалары

Өлкө	LGDP		LDEBT		LDSERVICE	
	lags	CADF-стат.	lags	CADF-стат.	lags	CADF-стат.
Армения	1	-2.140	2	-1.288	2	-0.480
Беларусия	1	-4.460***	1	-1.257	2	-0.781
Казакстан	1	-3.618**	3	-1.275	3	-1.459
Кыргызстан	1	-0.914	3	-1.787	1	-0.929
Россия	1	-3.311*	1	-3.634**	3	-0.100
CIPS-стат.	-2.889***		-1.848		-0.750	
Өлкө	ΔLGDP		ΔLDEBT		ΔLDSERVICE	
	lags	CADF-стат.	lags	CADF-стат.	lags	CADF-стат.
Армения	1	-2.768	1	-2.059	2	-2.086
Беларусия	1	-4.786***	1	-2.339	2	-3.032*
Казакстан	1	-4.245***	1	-2.373	1	-2.999*
Кыргызстан	1	-1.416	1	-3.128*	1	-2.922
Россия	1	-4.882***	1	-2.133	3	-0.296
CIPS-стат.	-3.62***		-2.406**		-2.267*	

Эскертүү: N=5, T=27 болгон учурда, *туруктуу* моделде CADF тести үчүн критикалык таблица маанилери, Pesaran (2007)дын “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence” аттуу макаласынын 275-бетиндеги 1 б-Таблицасы каралды. 1%’да -4.11, 5%’да -3.36 жана 10%’да -2.97. *Туруктуу* моделде CIPS үчүн критикалык таблица маанилери 280-б., 2б-таблицада 1%’да -2.57, 5%’да -2.33 жана 10%’ -2,21; lags - оптималдуу кечигүү (лаг) узундугун көрсөтөт. Максималдуу лаг узундугу 3 деп кабыл алынган жана оптималдуу кечигүү узундуктары Schwarz маалымат критерийине ылайык аныкталган. ***,** жана * маанилик деңгээли тиешелүүлүгүнө жараша 1%, 5% жана 10%. Δ айырма оператору жана өзгөрмөлөрдүн айырмасы алынганын көрсөтөт. Сыноо модели катары бардык өзгөрмөлөр үчүн *туруктуу* модел колдонулган.

Тесттин натыйжасында катарлардын деңгээлинде Беларусияда, Казакстанда жана Россияда экономикалык өсүү өзгөрмөсү бирдик тамыр камтыбагандыгы, б.а. катарлар стационардуу экендиги аныкталды. Мамлекеттик тышкы карызда пайда боло турган шоктор Россиядан тышкары бардык өлкөлөрдө кээ бир терс таасирин тийгизиши мүмкүн. Анткени мамлекеттик тышкы карыз сериясы бирдик тамыр камтыгандыгын көрсө болот. Ошондой эле мамлекеттик тышкы карызды тейлөө өзгөрмөсү бардык өлкөлөр үчүн стационардуу эмес болуп, бирдик тамыр камтыгандыгы аныкталды. Жана биринчи айырма алынганда Армения жана Кыргызстандан тышкары бардык өлкөлөрдө экономикалык өсүү өзгөрмөсү 1% маанилик деңгээлинде стационардуу болуп калганын көрсө болот. Ал эми мамлекеттик тышкы карыз өзгөрмөсү Кыргызстанда жана мамлекеттик тышкы карызды тейлөө өзгөрмөсү Беларусия менен Казакстанда 10% маанилик деңгээлинде стационардуу болуп өзгөргөндүгүн байкаса болот.

4.3. Коинтеграция коэффициенттеринин бир тектүүлүгүн текшерүү

Бул коинтеграция теңдемесиндеги эңкейиш коэффициентинин бир тектүү экендигин аныктоочу тест. Бул тема боюнча биринчи изилдөөлөр Swamy менен башталган (1970) [22]. Pesaran and Yamagata (2008) [23] , Swamy тестин өнүктүрүшкөн. Бул тестте:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

түрүндө жалпы коинтеграция теңдемесинде, β_i эңкейиш коэффициенттери кесилиштер арасында айырмаланабы же жокпу текшерилет. Тесттин гипотезалары:

H_0: $\beta i = \beta$ Эңкейүү коэффициенттери бир тектүү.

H_1: $\beta i \neq \beta$ Эңкейүү коэффициенттери бир тектүү эмес.

(..) номерлүү регрессия модели алгач панел OLS (жөнөкөй эң кичине квадраттар) менен, андан кийин Салмакталынган Туруктуу таасир (Weighted Fixed Effect) модели менен бааланат жана керектүү тест статистикасын түзөт. Pesaran and Yamagata (2008) гипотезаларды текшерүү үчүн эки түрдүү тест статистикасын иштеп чыгышкан:

Чоң үлгүлөр үчүн: $$\hat{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{2k}\right) \sim \chi^2_k \quad (13)$$

Чакан үлгүлөр үчүн: $$\hat{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{2k}\right) \sim \chi^2_k \quad (14)$$

Бул жерде N - кесилиштердин санын, S - Swamy тест статистик асын, k - түшүндүрүүчү өзгөрмөлөрдүн санын билдирет жана $v(T, k)$ - стандарттык катаны билдирет.

Таблица 5. Бир тектүүлүк тестинин натыйжалары

	Тест статистикасы	P-мааниси
$\hat{\Delta}$	10.835	0.000
$\hat{\Delta}_{adj}$	11.739	0.000

5-таблицада узак мөөнөттүү параметрлердин бир тектүүлүгүн текшерүүдөн алынган натыйжалар көрсөтүлгөн. Swamy тестинен алынган натыйжалар тесттин *H_0* гипотезасын четке

кагуу керек экенин көрсөтүп турат жана узак мөөнөттүү эңкейиш коэффициенттери гетерогендүү деген жыйынтыкка ээ болдук.

4.4. Панелдик коинтеграция тесттин жыйынтыктары

Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) панел коинтеграция тести колдонулуп, өзгөрмөлөр ортосундагы байланыш Stata 14 программасынын жардамы менен аткарылган.

Таблица 6. Панел коинтеграция тесттин жыйынтыктары

Статистика	Мааниси	Z-мааниси	P-мааниси
Gt	-1.537	2.638	0.996
Ga	-3.073	3.221	0.999
Pt	-0.727	4.865	1.000
Pa	-1.522	2.966	0.999

Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) панел коинтеграция тестинин статистикасынын H_0 гипотезасы "коинтеграция жок" деп белгиленген. AIC критерийи боюнча, артта калуу узактыгы (0дөн 1ге чейин) 0,6 түздү. Жалпы бардык тест статистикасына ылайык, H_0 гипотезасын (коинтеграция байланышы жок) четке кагуу мүмкүн эмес. Ошого байланыштуу ЕАЭБ өлкөлөрүндө экономикалык өсүш жана тышкы карыз ортосунда коинтеграциялык байланыш жок деген жыйынтык алабыз.

5. Жалпы жыйынтык жана сунуштар

Бул макалада 2015-жылдын январь айынан баштап иштеп баштаган, салыштырмалуу жаш биримдик болгон Евразия экономикалык биримдиги (ЕАЭБ) өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызынын экономикалык өсүшкө тийгизген таасири изилденет. Бул максатта 1994-2020-жылдарды камтыган Дүйнөлүк Банктын маалымат базасынан алынган жылдык маалыматтарды колдонуу аркылуу эконометрикалык анализдер жүргүзүлөт.

Алгач, кросс-секциялык көз карандылык Pesaran (2004) тарабынан иштелип чыккан CD тести менен изилденип, ЕАЭБ өлкөлөрүнүн мамлекеттик тышкы карызы менен экономикалык өсүш катарларынын ортосунда кросс-секциялык көз карандылык бар деген жыйынтык алдык. Андан кийин, кросс-секциялык көз карандылыкты эске алган бирдик тамыр тесттеринин бири болгон, Pesaran (2007) тарабынан иштелип чыккан CADF бирдик тамыр тести менен катарлардын стационардуу экендиги текшерилет. Тесттин натыйжасында катарлардын деңгээлинде Беларуссияда, Казакстанда жана Россияда экономикалык өсүү өзгөрмөсү бирдик тамыр камтыбагандыгы, башкача айтканда, катарлар стационардуу экендиги аныкталды. Ал эми мамлекеттик тышкы карыз сериясы бирдик тамыр камтыгандыгына байланыштуу, мамлекеттик тышкы карызда пайда боло турган шоктор Россиядан тышкары бардык өлкөлөрдө кээ бир терс таасирин тийгизиши мүмкүн. Ошондой эле мамлекеттик тышкы карызды тейлөө өзгөрмөсү бардык өлкөлөр үчүн стационардуу эмес болуп, бирдик тамыр камтыгандыгы аныкталды. Муну биз, эгерде мамлекет тыштан тартылган каражаттарын натыйжалуу колдоно албаса, мамлекет тышкы карызын тейлөө мезгилинде оор абалга учурашы мүмкүн деп түшүнсөк болот.

Өзгөрмөлөрдүн ортосундагы коинтеграция байланышы Persyn, D. жана Westerlund J. (2008) панелдик коинтеграция тести менен текшерилип, өзгөрмөлөр ортосунда узак мөөнөттүү байланыш жок экенин тесттердин натыйжасында көрө алдык. Демек, ЕАЭБ өлкөлөрүндө мамлекеттик тышкы карыз экономикалык өсүшкө өз таасирин тийгизбейт. Мунун бирден бир себеби мүчө өлкөлөрдүн арасында мисалы, Россия жана Казакстандын жалпы мамлекеттик карыз структурасында мамлекеттик тышкы карыздын үлүшү аз болушу эсептелиши мүмкүн. Эгерде Биримдик масштабында караганда мүчө өлкөлөр ИДП жана башка экономикалык көрсөткүчтөрү боюнча кыйла эле айырмаланышат.

Бүткүл анализдин жыйынтыгына таянып, мамлекеттик тышкы карыздын өзү ЕАЭБ өлкөлөрүндө, өзгөчө Россия менен Казакстанда чоң коркунуч туудурбайт деп айта алабыз. Бир гана, сырттан тартылган каражаттарды натыйжалуу пайдалануу жана сапатты башкаруу керек. Ошентип, тышкы карыздын абсолюттук мааниси абдан чоң ролду ойнобойт, ал эми анын ИДПга карата катышы маанилүү көрсөткүч болуп эсептелет. Бул болсо салыштырмалуу көрсөткүч, ошондуктан ИДПнын өсүү темпине көңүл буруш керек, айрыкча Кыргызстанда. Себеби жогоруда айтылгандай Кыргызстанда 2021-жылдын 1-январына карата бул көрсөткүч Евразия экономикалык бирлиги жөнүндө келишимдин 63-беренесинде аныкталган (мүчө мамлекеттердин мамлекеттик башкаруу секторунун карызы – ИДПнын 50% ашпайт) чектен ашып кеткен. Биримдикке мүчө өлкөлөр мамлекеттик бюджетке киреше алып келе турган реалдуу секторго жана туризмге басым жасоо менен экономиканын өнүгүшүнө жана өсүшүнө көбүрөөк көңүл бурушу керек. Анткени, баарыбызга белгилүү болгондой, мамлекеттик тышкы карызды тейлөөгө мамлекеттик бюджеттен каражат бөлүнөт.

Колдонулган адабияттар жана булактар

1. ЕАЭБ официалдуу баракчасы: http://www.eaeunion.org/#about (20.10.2021).
2. ЕЭК, ЕАЭБнин тышкы карызы тууралуу ыкчам-маалымат (23.04.2021).
3. Евразия экономикалык бирлиги жөнүндө келишим: https://docs.eaeunion.org/ru-ru/Pages/DisplayDocument.aspx?s=bef9c798-3978-42f3-9ef2-d0fb3d53b75f&w=632c7868-4ee2-4b21-bc64-1995328e6ef3&l=540294ae-c3c9-4511-9bf8-aaf5d6e0d169&EntityID=3610 (24.04.2022).
4. Shkolnik, I., Koilo, V. (2018). «The relationship between external debt and economic growth: Empirical evidence from Ukraine and other emerging economies». *Investment Management and Financial Innovations.* 15(1), pp. 387-400, DOI:10.21511/imfi.15(1).2018.32
5. Benjamin, I.E., Alexander, E.O. (2020). « Dynamic Relations Between Public External Debt and Economic Growth in African Countries: A Curse or Blessing?» *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 6(3), pp. 1-16.
6. Господарик, Е., Ковалев, М. (2020). «Анализ финансовых систем стран ЕАЭС и их влияния на экономический рост». *Банкаўскі веснік*, с. 25.
7. Pattillo, C., Poirson, H., Ricci, L.A. (2002). «External debt and growth». IMF, WP/02/69.
8. Ganiev, J., Baigonushova, D., Madmarov, N., Abdieva, R. (2020). «External Debt and Economic Growth in Transition Countries: Case of Kyrgyzstan». *MANAS Journal of Social Studies*, pp .60-75.
9. Dimitrios, A., Keith, P., Cecilia, E. (2020). «Public debt and economic growth: panel data evidence for Asian countries». *Journal of Economics and Finance*: https://doi.org/10.1007/s12197-020-09515-7
10. Костромичева, Э.В., Лойко, А.А., Березовская, Е.А. (2019). «Внешний государственный долг Республики Беларусь: проблемы и направления улучшения долговой устойчивости». *Экономический бюллетень НИЭИ Минэкономики РБ.* №1, с. 12.
11. Шаршенкадырова, А., Байгонушова, Д. (2020). «Тышкы карыздын экономикалык өсүүгөтийгизген таасири: Кыргызстандын мисалында». *Реформа.* № 1(85), с. 45-57.
12. Gül, E., Kamaci, A., Konya, S. (2011). «Dış Borcun Büyüme Üzerine Etkileri: Orta Asya Cumhuriyetleri ve Türkiye Örneği». *SESSION 2B: Büyüme ve Gelişme II,* s. 169.
13. Pesaran, M.H.(2004). «General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels». *University of Cambridge, USC and IZA Bonn Discussion*. Paper No. 1240.
14. Pesaran, M.H. (2007). «A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence». *Journal of Applied Econometric.* 22: 2, s. 265-312.
15. Persyn, D. & Westerlund, J. (2008). «Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data». *Stata Journal.* No. 8, s. 232-241.
16. Breusch, T. S. and Pagan, A. R. (1980). «The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics». *Review of Economic Studies.* 47: 1, s. 239-253.

17. Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis Of Cointegration Vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control.* 12: 2-3, s. 231-254.
18. Kao, C. (1999). «Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration In Panel Data 2. *Journal of Econometrics.* 90: 1, s. 1-44.
19. Pedroni, P.(2004). «Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to PPP Hypothesis». *Econometric Theory.* No. 20, s. 597-625.
20. Westerlund, J. and Edgerton, D. L. (2007). «A Panel Bootstrap Cointegration Test». *Economics Letters.* No. 97, s. 185-190.
21. Baltagi, B., Feng, Q. and Kao, C. (2012). «A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model». *Center for Policy Research. Working Paper.* No. (5) 137.
22. Swamy, P. A. V. B. (1970). «Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model». *Econometrica.* 38: 2, s. 311-323.
23. Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008). «Testing Slope Homogeneity in Large Panels, *Journal of Econometrics.* 142: 1, s. 50-93.